

# Desigualdade de oportunidades na educação fundamental brasileira: novas evidências a partir de um índice para o SAEB<sup>\*</sup>

Wallace Patrick Santos de Farias Souza<sup>\*\*</sup>

Doutorando em Economia Aplicada da  
Universidade Federal do Rio Grande  
do Sul (UFRGS)

Victor Rodrigues de Oliveira<sup>\*\*\*</sup>

Doutorando em Economia Aplicada da  
UFRGS

Ana Cláudia Annegues<sup>\*\*\*\*</sup>

Doutoranda em Economia Aplicada da  
UFRGS

## Resumo

O objetivo deste estudo foi mensurar a desigualdade de oportunidade na educação fundamental brasileira a partir dos microdados do SAEB 2005 e 2011 para os estados brasileiros. A partir destes anos construíram-se índices de desigualdade de oportunidade por meio de regressões paramétricas e não paramétricas. De acordo com o ano e o estado a desigualdade de oportunidade pode explicar entre 8% e 41% da desigualdade total verificada na educação dos alunos da 4ª série do ensino fundamental. Muitos dos estados que apresentaram uma maior importância relativa do fator “circunstância” apresentaram maiores índices de desigualdade de oportunidades. Aqueles em que o “esforço” assume um papel considerável na explicação da desigualdade total de educação apresentaram maiores taxas de pobreza e piores condições sociais. Desse modo, há espaço para que as estratégias possam incluir ou nivelar o campo de jogo, ou seja, a tentativa de melhorar as condições de aprendizagem iniciais daquelas crianças pertencentes aos estados de pior situação, ou compensar, tanto quanto possível as diferenças injustas em termos de realização, ou uma combinação de ambos os tipos.

---

<sup>\*</sup> Artigo recebido em abr. 2016 e aceito para publicação em jul. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons  
Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

<sup>\*\*</sup> E-mail: wpsfarias@gmail.com

<sup>\*\*\*</sup> E-mail: victor5491@gmail.com

<sup>\*\*\*\*</sup> E-mail: annegues.ana@gmail.com

## Palavras-chave

**Desigualdade de oportunidade; circunstâncias; educação**

## *Abstract*

*The aim of this study was to measure inequality of opportunity in Brazilian elementary education from microdata SAEB 2005/2011 for the states. From these years built up levels of inequality of opportunity through parametric and nonparametric regressions. According to the year and the state inequality of opportunity can explain between 8% and 41% of total inequality observed in the education of students in the 4th grade of elementary school. Much of the states that had a higher relative importance of the factor “circumstance” had higher rates of unequal opportunity. Those in the “effort” plays a considerable role in explaining total inequality of education had higher rates of poverty and worse social conditions. Thus, there is room for that strategies may include or level the playing field, ie, the attempt to improve the initial learning of those children belonging to states worse, or compensate as much as possible the unfair differences in embodiments, or a combination of both.*

## *Keywords*

***Inequality of opportunity; circumstance; education***

**Classificação JEL: C14, I24**

## 1 Introdução

Nas últimas décadas o Brasil experimentou uma redução no seu nível de desigualdade de renda, resultado de transformações macroeconômicas que ocorreram a partir da década de 1990 (abertura econômica, estabilização da inflação, ajuste das contas públicas) e do aumento do número de programas de transferência de renda com objetivo de redução das disparidades sociais, melhorando o nível de renda e reduzindo as medidas de pobreza. As políticas públicas de universalização de acesso à educação e à

saúde básica também têm seu papel de destaque no tocante à redução das disparidades brasileiras. No entanto, o Brasil ainda continua como um dos países com a maior desigualdade de renda do mundo (FIGUEIREDO, 2011). A literatura sobre o tema indica que o diferencial educacional parece ser um fator importante na explicação do nível de desigualdade existente (ABDULLAH; DOUCOULIAG; MANNING, 2015; BARROS *et al.*, 2010).

Apesar do crescimento da renda assumir um papel relevante no processo de redução das disparidades sociais, a conversão automática do mesmo em aumento das oportunidades com as quais um indivíduo se defronta e do bem-estar deixou de ser válida (MEIER, 2001). Conforme destacado por Sen (2000, p. 28),

[...] uma concepção adequada de desenvolvimento deve ir muito além da acumulação de riqueza e do crescimento do Produto Nacional Bruto e de outras variáveis relacionadas à renda. Sem desconsiderar a importância do crescimento econômico, precisamos enxergar muito além dele.

Note que o crescimento da renda deixou de ser visto como condição suficiente para o aumento da gama de oportunidades.

Portanto, o processo “ótimo” de redução das desigualdades de oportunidade deve ser entendido como aquele capaz de melhorar as condições humanas, tratando as pessoas como fins, onde o crescimento da renda deve possibilitar um aumento das escolhas humanas. Por conseguinte, deve haver uma complementariedade entre o crescimento da renda (mensurado pela renda *per capita*, por exemplo) e o processo de atenuação de circunstâncias (avaliado pela melhoria das condições de educação, de saúde, de justiça, de liberdade, entre outros).

A despeito da importância da desigualdade monetária, as medidas usuais de desigualdade de renda, como o coeficiente de Gini e de Theil, não conseguem abordar questões mais complexas que podem explicar o sentimento de injustiça na sociedade. Nesse sentido, a literatura tem questionado a perfeita igualdade como parâmetro de avaliação para definir se uma sociedade é de fato justa, desde o trabalho de Roemer (1998), que considera as preferências individuais nas decisões dos indivíduos, até o conceito de desigualdade de oportunidades abordado em Borguingnon, Ferreira e Menéndez (2007), entre outros.

A partir disto, a desigualdade pode ser entendida de forma mais abrangente como sendo o resultado do acesso desigual às oportunidades de trabalho, à educação, à felicidade, à saúde, a maior expectativa de vida, a ativos, a mobilidade social, dentre outros. De acordo com o conceito de igualdade de oportunidades, a desigualdade total de rendimentos seria composta pela desigualdade originada por diferenciais de esforço e pela desigualdade resultante de fatores de circunstância fora do controle dos

agentes, onde apenas essa última seria de fato considerada injusta e deveria ser, portanto, o alvo das políticas públicas (BOURGUIGNON; FERREIRA; MENÉNDEZ, 2007; CHECCHI; PERAGINE, 2010; FERREIRA; GIGNOUX, 2011; LEFRANC; PISTOLESI; TRANNOY, 2009; ROEMER, 1998).

A distinção entre boa e má desigualdade é importante na concepção de políticas que reduzam a desigualdade de resultados sem sacrificar incentivos para o esforço. A desigualdade de oportunidades tem um apelo social e político inequívoco porque corresponde a crenças comuns sobre a justiça. Em uma sociedade onde a vantagem econômica é amplamente herdada, mesmo baixos níveis de desigualdade de renda podem causar tensões sociais severas. Além disso, embora o impacto da igualdade de resultados sobre o crescimento econômico seja muito discutido, o benefício de um “caminho” igualitário para todos é menos ambíguo porque aumenta a participação de um conjunto mais amplo de indivíduos e provoca maiores esforços de cada um.

Ferreira e Gignoux (2011) afirmam que existe uma desigualdade não injusta que motiva e inspira as pessoas a trabalharem “duro” e assumirem riscos, e por outro lado existe uma desigualdade injusta, que reflete a desigualdade de oportunidades, a qual os indivíduos não podem ser responsabilizados. Dentro dessa abordagem, apenas a desigualdade devido a variáveis de não responsabilidade é socialmente indesejável.

Embora o conceito de desigualdade de oportunidades seja relativamente simples, a definição do conjunto de variáveis, em especial as de esforço, nem sempre é trivial. Isso porque o esforço nem sempre é observável, e muitos parâmetros de mensuração são definidos de maneira *ad hoc*.

Fleurbay (2008) considera o esforço como não observável e usa uma abordagem não paramétrica para a sua identificação baseada no pressuposto de identificação proposto por Roemer (1998).

Por seu turno, para Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007) a abordagem básica é dividir todos os determinantes de ganhos observados entre aqueles que podem ser considerados exógenos para o indivíduo, no sentido de que eles não podem ser influenciados por suas ações, e todos os outros. Seguindo Roemer (1998), esse primeiro conjunto de variáveis — que podem incluir sexo, raça, local de nascimento, riqueza familiar, educação dos pais, entre outros — são as de circunstância. A essência da abordagem dos autores é simular a redução da desigualdade de ganhos que poderia alcançar se as diferenças nessas variáveis de circunstâncias fossem eliminadas. Essa diferença entre a desigualdade de ganhos observada e a contrafactual é, desse modo, interpretada como uma medida da desigualdade de oportunidades. Os autores consideram que outros determinantes de ganhos (incluindo “esforços”) — como o próprio nível de educação ou posição no merca-

do de trabalho — são endógenos, uma vez que também são influenciados por essas mesmas circunstâncias.

A partir disto, os autores aplicam essa abordagem à distribuição de salários para os homens nas áreas urbanas brasileiras por meio da PNAD de 1996, explorando o fato de que a pesquisa desse ano inclui informações sobre educação dos pais e ocupação do pai. As estimativas indicaram que entre 10% e 37% da desigualdade de ganhos observados entre os homens brasileiros pode ser atribuída a um conjunto de apenas cinco variáveis de circunstâncias exógenas: raça, local de nascimento; educação da mãe e do pai e ocupação do pai. Em média, cerca de 60% do efeito dessas circunstâncias operam diretamente através dos ganhos, enquanto os 40% restantes operam afetando o nível de esforços dispendidos pelos indivíduos.

As variáveis comumente usadas como indicadores de esforço pela literatura são os anos de estudo, a decisão de migrar, o status no mercado de trabalho (escolha ocupacional e setor de atuação), entre outras, enquanto que as variáveis de circunstância incluem geralmente o *background* familiar do indivíduo, seu gênero, raça e local de nascimento<sup>1</sup>.

Assim, o objetivo do presente estudo consiste em identificar a existência da desigualdade de oportunidade no acesso à educação. Para tanto, procurou-se mensurar a desigualdade educacional resultante das circunstâncias por meio da construção de um índice a partir dos microdados do SAEB de 2005 e de 2011. Essa base de dados concatena as informações referentes às circunstâncias dos alunos (escolas, professores, pais, alunos) bem como os seus desempenhos nas avaliações de proficiência em língua portuguesa e matemática. Os resultados nesse teste padronizado são utilizados como variáveis *proxy* para as habilidades dos estudantes.

A abordagem segue a construção do índice proposto em Salehi-Isfahani, Hassine e Assaad (2014). Os autores investigam empiricamente a desigualdade de oportunidades de educação no Oriente Médio e no Norte da África, encontrando altos níveis de desigualdade de oportunidades, mesmo em comparação com países da América Latina. As características de localização das escolas parecem estar entre os determinantes mais importantes da desigualdade na realização educacional em vários países, apontando para a potencial importância da dimensão regional da desigualdade nessas economias.

Em uma sociedade com baixa mobilidade e que a desigualdade decorrente da circunstância é alta, mesmo um baixo nível de desigualdade de

---

<sup>1</sup> No estudo desenvolvido aqui, a discussão sobre o vetor de variáveis que compõe o grupo denominado esforço não será realizada, uma vez que o objetivo é estudar a desigualdade injusta associada às variáveis de circunstância, ou seja, a desigualdade injusta no acesso à escola devido as diferentes circunstâncias que os indivíduos enfrentam.

renda pode ser injusto. Ou seja, as pessoas vão suportar a desigualdade mais facilmente se houver mobilidade e igualdade de oportunidades, pois assim elas têm uma probabilidade maior de ascender socialmente. A partir do nível da desigualdade de oportunidades de educação entre os estados brasileiros é possível obter insights sobre a influência do sistema educacional e/ou políticas sociais adotadas no Brasil, e se estas foram adotadas no sentido de buscar a igualdade de oportunidades.

O artigo contém mais três seções, além desta introdução. A seção 2 traz a estratégia empírica adotada, assim como a análise descritiva da base de dados considerada. Em seguida, na terceira seção, são apresentados e discutidos os resultados do estudo, e por fim, na quarta seção são apresentadas as considerações finais.

## 2 Estratégia empírica

### 2.1 Metodologia

Esta seção mostra os procedimentos necessários para o cálculo dos índices de desigualdade de oportunidades paramétrico e não paramétrico na educação utilizados por Salehi-Isfahani, Hassine e Assaad (2014). Conforme argumentado anteriormente, o resultado econômico individual pode ser determinado em termos dos componentes de circunstância e esforço. Segundo Roemer (1998), a equalização das oportunidades ocorre quando os resultados econômicos são distribuídos independentemente dos fatores de circunstância que estão fora do controle dos indivíduos. Em termos formais, isso equivale a dizer que:

$$f(y|C) = f(y) \quad (1)$$

em que  $y$  representa o resultado de interesse (as proficiências dos alunos) e  $C$  as circunstâncias.

O objetivo de grande parte das abordagens empíricas sobre desigualdade de oportunidades consiste em decompor a desigualdade total de resultados entre a parcela correspondente às circunstâncias e os outros fatores, entre os quais o esforço. As abordagens se classificam em paramétricas e não paramétricas<sup>2</sup>.

Os métodos não paramétricos de decomposição dividem os indivíduos em grupos homogêneos com base tanto nos fatores de circunstância e de

---

<sup>2</sup> Os métodos não paramétricos muitas vezes limitam as circunstâncias a um pequeno conjunto de elementos em decorrência da alta dimensionalidade do modelo, que é crescente com o número de circunstâncias e torna difícil a convergência do modelo.

esforço (FERREIRA; GIGNOUX, 2011). O agrupamento com base nas circunstâncias, geralmente chamado de *ex ante*, divide a população em tipos que compartilham das mesmas circunstâncias e então compara o nível de desigualdade de resultado entre e dentro dos grupos. A distribuição dos resultados dentro de cada grupo corresponde ao conjunto de oportunidades disponível a indivíduos dentro desse tipo. As diferenças dos conjuntos de oportunidades serão, portanto, os indicadores de desigualdade de oportunidades.

O grupo baseado no esforço, conhecido como abordagem *ex post*, coleta indivíduos com diferentes circunstâncias, mas com o mesmo nível de esforço, medindo a desigualdade entre eles, de modo que as diferenças de resultado encontradas podem ser atribuídas às circunstâncias. Este método começa com a abordagem dos tipos e o esforço é definido pela posição do indivíduo na distribuição de resultados em cada tipo. O método do esforço, desenvolvido por Checchi e Peragine (2005, 2010) possui o mesmo espírito da formulação original de Roemer, à medida que o ponto de partida consiste em identificar os indivíduos pelo seu esforço antes de olhar como os seus resultados diferem baseados nas circunstâncias.

### 2.1.1 Enfoque não paramétrico

Na análise não paramétrica, quando a abordagem *ex post* é usada, a desigualdade é decomposta em dentro e entre os tipos. O componente **entre** representa a desigualdade de oportunidades, e **dentro**, a desigualdade devido ao esforço. Já na abordagem *ex post*, a desigualdade dentro é medida para indivíduos com o mesmo nível de esforço, e assim interpretada como sendo a desigualdade de oportunidades.

O método *ex ante* é implementado através de uma distribuição sintética, que é obtida a partir da distribuição original dos resultados dando aos indivíduos de mesmo tipo (mesmos fatores de circunstâncias) o mesmo valor do resultado do seu tipo. A distribuição sintética  $\mu_i^k$  é definida sobre uma partição constituída de  $K$  tipos, e os resultados  $y_i$  são substituídos pela média dos seus grupos,  $\mu^k$ . O nível de desigualdade da distribuição sintética,  $I(\{\mu_i^k\})$ , é então, comparado com a desigualdade da distribuição original,  $I(y)$ , por meio do seguinte índice:

$$\theta_d^{NP} = \frac{I(\{\mu_i^k\})}{I(y)} \quad (2)$$

em que  $I(\cdot)$  é um índice de desigualdade apropriado e o subscrito  $d$  denota o método direto (isto é, estimando diretamente o papel das circunstâncias mantendo o nível de esforço constante).  $\theta_d^{NP}$  é uma estimativa intuitiva da desigualdade de oportunidades como uma medida da diferença entre a

distribuição original e a distribuição sintética que elimina todas as variações resultantes do esforço.

Alternativamente, é possível realizar a simulação obtendo primeiro uma distribuição padronizada, que usa a mesma partição da população em  $k$  grupos, entretanto a desigualdade dentro dos grupos é mantida fixa e as diferenças entre os grupos são removidas. Isso é feito reescalando a série original pela relação entre as médias:

$$\tilde{y} = y^k \frac{\mu}{\mu^k} \quad (3)$$

A distribuição padronizada elimina todas as variações entre grupos, de modo que é construído outro índice de desigualdade de oportunidade:

$$\theta_r^{NP} = 1 - \frac{I(\{\tilde{y}^k\})}{I(y)} \quad (4)$$

O subscrito  $r$  é usado porque desta vez a desigualdade de oportunidades é estimada de forma residual.

### 2.1.2 Enfoque paramétrico

A estimação paramétrica parte de uma especificação linear entre a variável de resultado e as variáveis de circunstância:

$$y_i = C_i \beta + \varepsilon_i \quad (5)$$

em que  $C$  representa o conjunto das variáveis de circunstância. Uma forma de medir a desigualdade de oportunidade é comparar a desigualdade em  $y_i$ ,  $I(y_i)$ , com a desigualdade de uma distribuição sintética (tal qual o método não paramétrico), na qual são equalizadas todas as circunstâncias entre os indivíduos, e assim calculados os resultados previstos:

$$\hat{y}_i = \bar{C} \hat{\beta} + \hat{\varepsilon}_i \quad (6)$$

em que  $\bar{C}$  representa o conjunto de circunstâncias fixas e  $\hat{\varepsilon}_i = \hat{y}_i - \bar{C} \hat{\beta}$  são os resíduos da regressão acima. Nessa abordagem, toda variação em  $\hat{y}_i$  pode ser atribuída aos fatores de esforço, uma vez que as diferenças produzidas por fatores de circunstância foram totalmente removidas. Assim, podemos construir um índice de desigualdade semelhante ao utilizado na abordagem anterior, como segue:

$$\theta_r^P = 1 - \frac{I(\{\hat{y}_i\})}{I(y)} \quad (7)$$

em que  $P$  denota a versão paramétrica do índice de desigualdade de oportunidades. É possível, também, utilizar as circunstâncias reais de cada indivíduo e calcular o valor previsto do resultado econômico ignorando a variação dos resíduos da regressão:



$$\hat{z}_i = C_i \hat{\beta} \quad (8)$$

e a medida direta de desigualdade na sua versão paramétrica ( $\theta_d^P$ ) pode ser escrita como:

$$\theta_d^P = \frac{I(\{\hat{z}_i\})}{I(y)} \quad (9)$$

Segundo Salehi-Isfahani, Hassine e Assaad (2014), a principal vantagem da abordagem paramétrica é a possibilidade de mensurar o efeito parcial das circunstâncias sobre o resultado econômico, e a principal desvantagem é que esta abordagem demanda fortes suposições acerca da relação entre a variável explicada (os resultados) e as variáveis de circunstância, o que pode acarretar, conforme apresentado em outros artigos da literatura, problemas de especificação no modelo (BOURGUIGNON; FERREIRA; MENÉNDEZ, 2007). Já o método de estimação não paramétrico dispensa suposições acerca da forma funcional da equação de regressão, bem como da distribuição dos dados. No estudo desenvolvido aqui, estimar-se-á a desigualdade de oportunidades no acesso à educação, tanto sob a abordagem paramétrica quanto sob a não paramétrica<sup>3</sup>.

### 2.1.3. Índice de Desigualdade

Ao escolher o índice apropriado  $I(\cdot)$  para estimar  $\theta$  existem algumas restrições importantes. De acordo com Ferreira e Gignoux (2011), a medida de entropia generalizada (GE) fornece estimativas com propriedades desejáveis, uma vez que satisfaz as seguintes condições: simetria (ou o anonimato), o princípio de transferência de Pigou-Dalton, invariância de escala, replicação populacional e decomposição aditiva.

Para garantir a robustez dos resultados encontrados estimaram-se os índices de desigualdade de circunstâncias considerando-se graus distintos de aversão à desigualdade, ( $\phi$ ), no índice de entropia generalizado. Sendo a representação abaixo,

<sup>3</sup> Salehi-Isfahani, Hassine e Assaad (2014) citam ainda outros trabalhos que procuram testar a existência de igualdade de oportunidades, como Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2008, 2009) e Peragine e Serlenga (2008).

$$\hat{f}(\phi) = \begin{cases} \frac{1}{\phi(\phi-1) \sum_{i=1}^n w_i} \sum_i w_i \left[ \left( \frac{y_i}{\hat{\mu}} \right)^\phi - 1 \right] & \text{se } \phi \neq 0 \text{ ou } \phi \neq 1 \\ \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_i w_i \log \left( \frac{y_i}{\hat{\mu}} \right) & \text{se } \phi = 0 \\ \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_i \frac{w_i y_i}{\hat{\mu}} \log \left( \frac{y_i}{\hat{\mu}} \right) & \text{se } \phi = 1 \end{cases}$$

em que  $y_i$  é a variável de resposta (desempenho do aluno  $i$  decorrente somente das circunstâncias) e  $\hat{\mu} = \sum_{i=1}^n y_i$ , variou-se o valor do parâmetro de aversão. Observe que quando  $\phi = 0$  tem-se o índice  $L$  de Theil,  $\phi = 1$  tem-se o índice  $T$  de Theil e  $\phi = 2$  tem-se o coeficiente de variação.

Infelizmente, GE (2) não é *path independence*, no sentido de que as estimativas de  $\theta$  provenientes dos métodos direto e residual nem sempre produzem as mesmas estimativas de desigualdade de oportunidades. O uso de GE (2) como método para o cômputo do índice é mais apropriado quando os dados são padronizados<sup>4</sup>, o que torna a análise do topo da distribuição torna-se mais difícil.

Por fim, foram utilizadas as seguintes variáveis de circunstâncias: sexo, raça/cor, nível educacional dos pais, a presença de livros em casa, a presença de computador com e sem acesso à internet, a dependência administrativa das escolas (privada, municipal e estadual), a localização da escola (urbana e rural) e se a escola se localiza na capital ou não.

## 2.2 Base de dados

Neste estudo serão empregados os dados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB) para o ano de 2005 e 2011. Não foram utilizados os microdados da Prova Brasil porque algumas variáveis utilizadas apresentaram alta incidência de *missing data*. Todavia, por meio da estrutura amostral que deu origem aos dados do SAEB é possível expandir a amostra ao utilizarem-se os pesos dos alunos.

Na primeira etapa do SAEB são selecionadas escolas com seu conjunto de turmas e alunos da 4ª série e da 8ª série do Ensino Fundamental e da 3ª série do Ensino Médio. Na segunda etapa foram selecionadas turmas em cada uma das séries, dentro das escolas selecionadas. Uma vez selecionada uma turma para participar da avaliação, todos os alunos da turma faziam parte automaticamente da amostra e cada aluno presente no dia da avalia-

<sup>4</sup> Os dados do SAEB apresentam duas escalas: uma padronizada e uma não padronizada. Utilizou-se a última.

ção foi submetido às provas das disciplinas de língua portuguesa e matemática. O desempenho dos alunos nestas provas é avaliado com base nas Escalas de Proficiência, que permitem a interpretação das habilidades e das competências destes associadas a diversos pontos da escala. Estas escalas são construídas com base na Teoria de Resposta ao Item (TRI) e no modelo de Blocos Incompletos Balanceados (BIB)<sup>5</sup>.

Utilizar-se-ão os dados da 4ª série (5º ano) do ensino público e do ensino privado e os resultados das provas de Matemática e Língua Portuguesa. Como o objetivo aqui é analisar somente as variáveis referentes às circunstâncias incluíram-se somente os indivíduos da 4ª série do ensino fundamental. Barros *et al.* (2009) argumenta que para uma melhor aproximação do verdadeiro índice de desigualdade de oportunidade o mais adequado seria focar nos indivíduos que não estão aptos a escolher seu esforço, de tal forma que as diferenças observadas no acesso que eles têm a bens e serviços educacionais básicos decorrem de suas características pessoais e de seu ambiente. Assim, é possível isolar a variável circunstância da de esforço. Ainda nesse sentido, Vega *et al.* (2010) e Dill e Gonçalves (2013) ressaltam que as intervenções para igualar oportunidades quando o indivíduo ainda é jovem são menos custosas e mais custo-efetivas do que intervenções em uma fase adulta.

### 3 Resultados encontrados

Para compreender-se a evolução das desigualdades de oportunidade na educação fundamental brasileira investigou-se esta temática por estado. Consideraram-se os anos de 2005 e de 2011 para verificar se houve mudanças significativas na estrutura da desigualdade de oportunidades. A Tabela 1, em anexo, apresenta algumas características dos estados brasileiros que permitirá compreender a heterogeneidade encontrada nos índices de desigualdade de oportunidade. Como se observa nessa tabela o PIB *per*

---

<sup>5</sup> A TRI é um conjunto de modelos matemáticos que procuram representar a probabilidade de um indivíduo dar uma determinada resposta a um item como função dos parâmetros deste e da habilidade (ou habilidades) do respondente. Essa relação é sempre expressa de tal forma que quanto maior a habilidade, maior a probabilidade de acerto no item. O BIB, por sua vez, é um esquema otimizado para o rodízio de blocos. Isto é especialmente útil nos sistemas de avaliação quando se deseja obter informações amplas sobre o ensino, quando se precisa limitar a quantidade de itens submetido a cada aluno num valor aceitável e adequado ao tempo de prova. A utilização da TRI e do BIB permite, assim, a construção de uma escala para cada disciplina, englobando as três séries avaliadas e ordenando o desempenho dos alunos do nível mais baixo para o mais alto. A proficiência dos alunos corresponde a escalas específicas ao assunto, 0 a 425 pontos para o ensino fundamental, permitindo avaliar as competências adquiridas pelos alunos ao longo da trajetória escolar.

*capita* varia de R\$ 58.490,00 no Distrito Federal e de R\$ 30.240,00 em São Paulo a R\$ 6.800,00 no Maranhão; a

Quando se analisa o desempenho de cada estado brasileiro a partir dos microdados do SAEB para o ano de 2011, em termos de escore médio, observa-se que houve uma piora das proficiências médias. Dos 26 estados e o Distrito Federal menos de 50% dos mesmos apresentaram um escore abaixo da média nacional em Matemática em 2005, mas esse número cresce para 66,7% em 2011. Quando se analisa esse mesmo resultado pela prova de Língua Portuguesa o retrato é pior. Em 2005 apenas quatro estados tiveram um desempenho abaixo da média; em 2011, esse número transformou-se em 18 estados. Percebe-se que há claramente dois grupos, com os estados da região Norte e Nordeste apresentando relativamente menores escores médios do que os estados pertencentes às regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. O escore médio para cada um dos estados brasileiros e do Distrito Federal aparece nas Tabelas 2 e 3 do **Anexo**, as quais também incluem o escore médio para alguns percentis específicos (5º percentil – 5th – e o 95º percentil – 95th).

Os índices de desigualdade de oportunidades,  $\hat{I}(\phi)$ , foram obtidos para os anos de 2005 e de 2011, englobando as escolas públicas e privadas, a partir das provas de Matemática e de Língua Portuguesa.

Neste estudo irá focar-se no caso em que  $\phi = 0$ . As Tabelas 5 e 6 do **Anexo** sumarizam os resultados dos índices de desigualdade de oportunidade para os casos em que  $\phi = 0$ ,  $\phi = 1$  e  $\phi = 2$ , respectivamente. Observa-se, de forma geral, que os resultados obtidos após a estimação da regressão por meio do modelo paramétrico apontam na mesma direção, isto é, a mensuração da desigualdade injusta por meio das provas de Matemática e de Língua Portuguesa tende, em média, a indicar um aumento da desigualdade de circunstâncias. Em termos regionais, o índice variou, em 2005, entre 0,29 (Distrito Federal) e 0,1 (Ceará) quando avaliado pela prova de Matemática; em 2011, 0,23 e 0,09, respectivamente. Quando se computa a desigualdade de oportunidade após a utilização de regressões não paramétricas para a avaliação do desempenho dos alunos percebe-se uma maior robustez dos resultados. Nesse caso, por meio de ambas as provas, percebe-se que houve uma redução da desigualdade de oportunidade. As maiores reduções — prova de Matemática — ocorreram no Distrito Federal (45,64%), em São Paulo (25,79%) e em Roraima (25,44%); as menores, Rio Grande do Norte (14,59%), Tocantins (14,66%) e Pernambuco (17,34%). Resultados semelhantes são encontrados quando se investiga a desigualdade injusta pela prova de Língua Portuguesa. Para o Brasil essas magnitudes são de 28,43% e 21,1%, respectivamente. Há uma tendência clara dos estados nordestinos, de forma geral, estarem abaixo da média nacional,

ou seja, o grau de desigualdade de oportunidade nesses estados é relativamente menor *vis-à-vis* os demais estados. Entretanto, esse resultado possivelmente está associado ao menor desempenho dos alunos nordestinos nas provas de avaliação de desempenho e a uma maior homogeneidade do mesmo. Assim, quando se combinam a magnitude do índice de desigualdade de oportunidade e a sua evolução no período analisado, conjuntamente ao desempenho médio dos alunos e sua dispersão, nota-se que há uma “armadilha” que os mantém nessa posição. Isto é, os estados das regiões Sudeste e Sul, principalmente, apresentaram uma melhora relativa no *ranking* superior aos estados pertencentes às regiões Norte e Nordeste.

Todavia, quanto a desigualdade de oportunidade representa da desigualdade total na educação fundamental brasileira? E essa proporção reduziu-se ao longo do tempo, ou seja, o “esforço” tem ganhado espaço para explicar as mudanças observadas nos índices de desigualdade total? Os gráficos 1 a 8 apresentam a decomposição dos índices paramétrico e não paramétrico de desigualdade total para 2005 e 2011. A parte rosada representa a porcentagem da desigualdade educacional oriunda dos diferenciais de esforço, enquanto que a parcela azul representa o percentual da desigualdade de oportunidade.

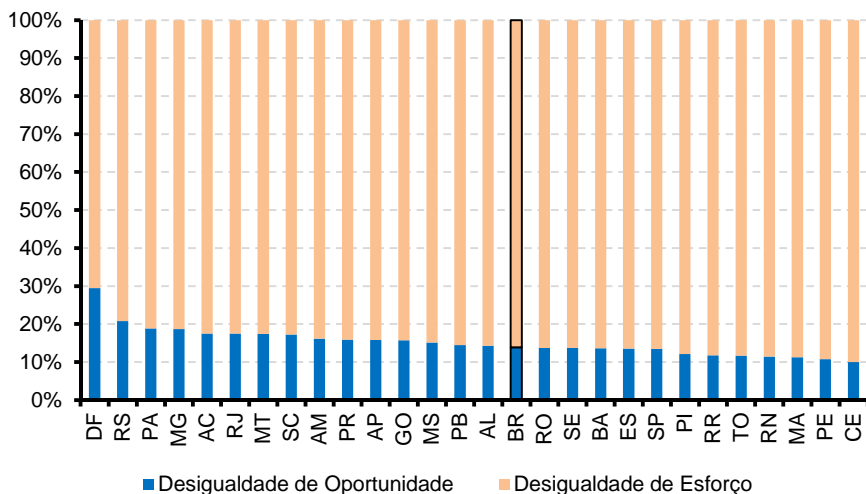
Em todos os gráficos, o componente “esforço” consiste no principal responsável pela desigualdade total observada na educação fundamental. Analisando a evolução da média do índice para o Brasil, nota-se que o percentual do índice de oportunidade não sofreu grandes alterações entre 2005 e 2011, situando-se em torno de 15%.

Ao comparar a composição dos índices entre os estados da federação, o Distrito Federal apresentou a maior porcentagem de desigualdade de oportunidade em 2005 para ambas as disciplinas, considerando os métodos paramétrico e não paramétrico, por volta de 35%. Em 2011, o estado consegue reduzir os índices para algo em torno de 20%.

Outro fato interessante é a não existência de padrões regionais de desigualdade de oportunidades educacionais. Muitos estados do Norte e do Nordeste do Brasil apresentaram baixo percentual nos índices de desigualdade de oportunidades, destacando-se a Roraima, Bahia e Ceará. Minas Gerais figurava entre os maiores indicadores de desigualdade injusta nos desempenhos de matemática, sob os dois métodos. Em português, este estado consegue sair do grupo de estados com maior percentual de desigualdade de oportunidades para figurar entre os menores percentuais em 2011, com cerca de 17%.

Gráfico 1

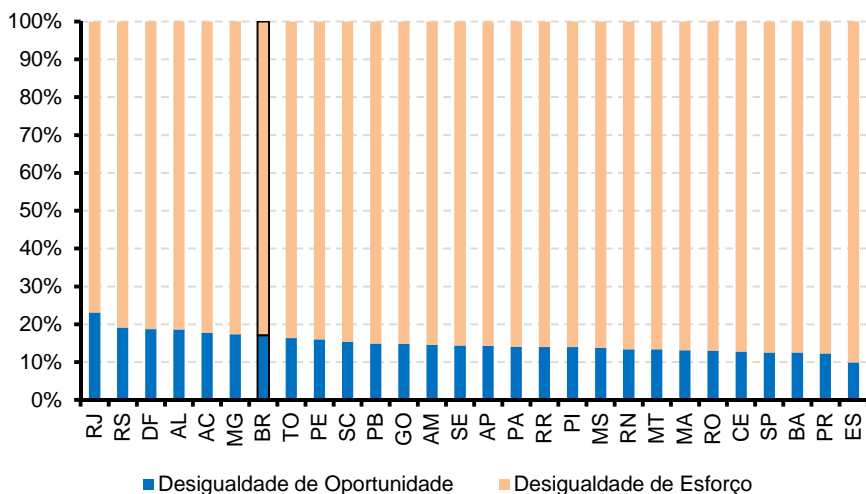
## Decomposição do índice paramétrico de desigualdade da prova de Matemática — 2005



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

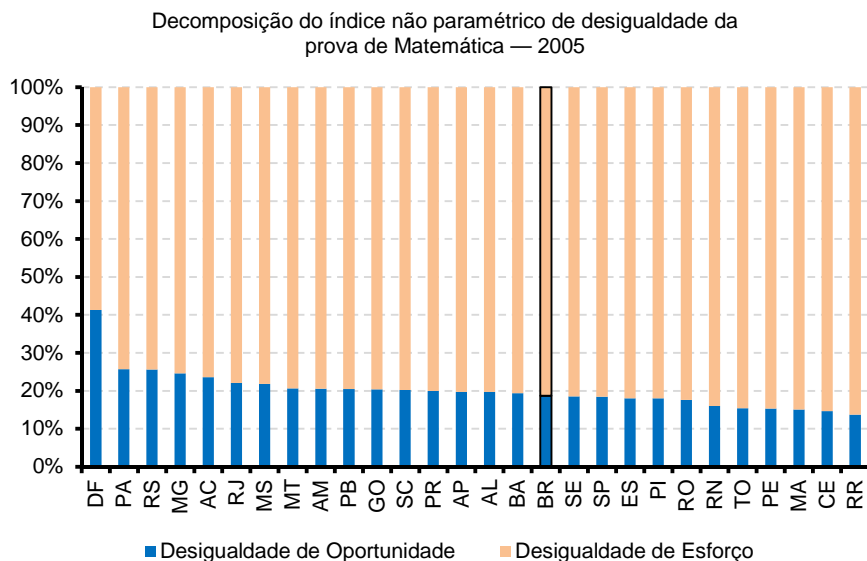
Gráfico 2

## Decomposição do índice paramétrico de desigualdade da prova de Matemática — 2011



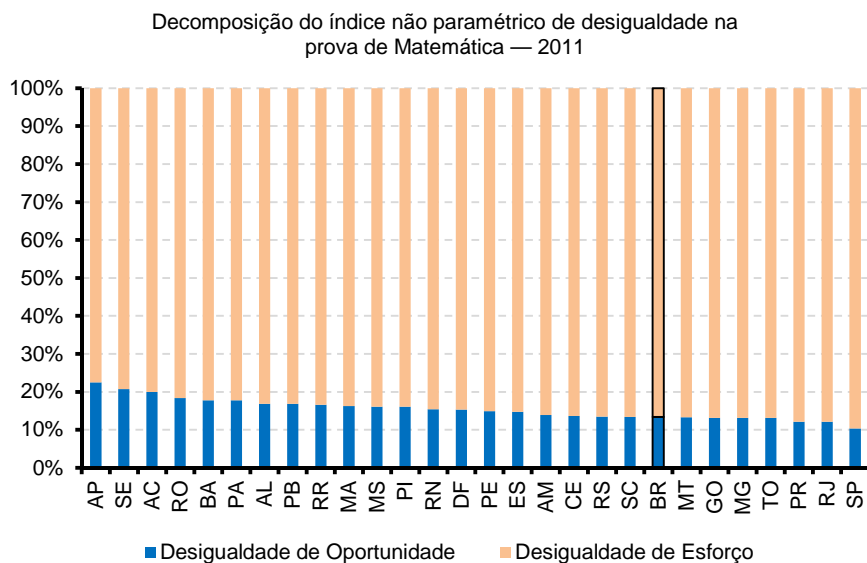
FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

Gráfico 3



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

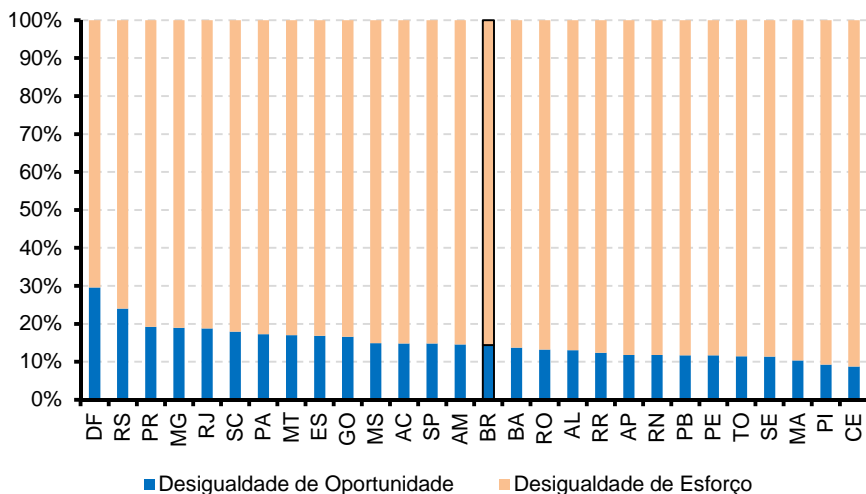
Gráfico 4



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

Gráfico 5

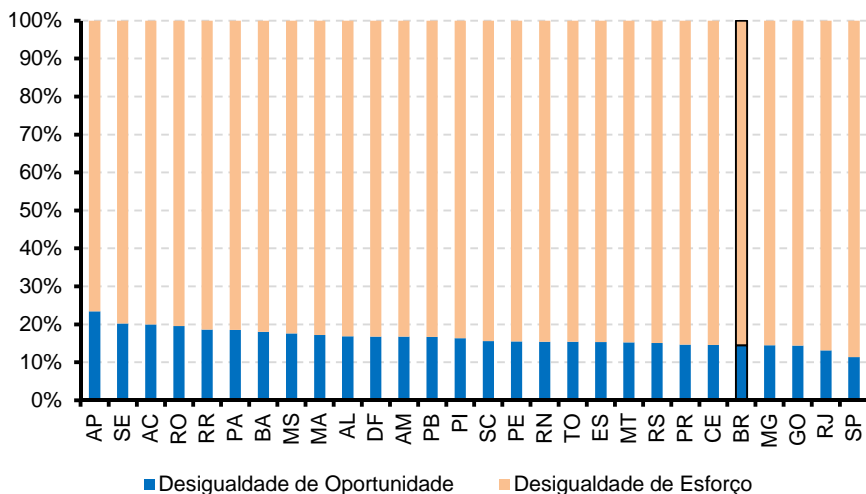
Decomposição do índice paramétrico de desigualdade da prova  
de Língua Portuguesa — 2005



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

Gráfico 6

decomposição do índice paramétrico de desigualdade da  
prova de Língua Portuguesa — 2011

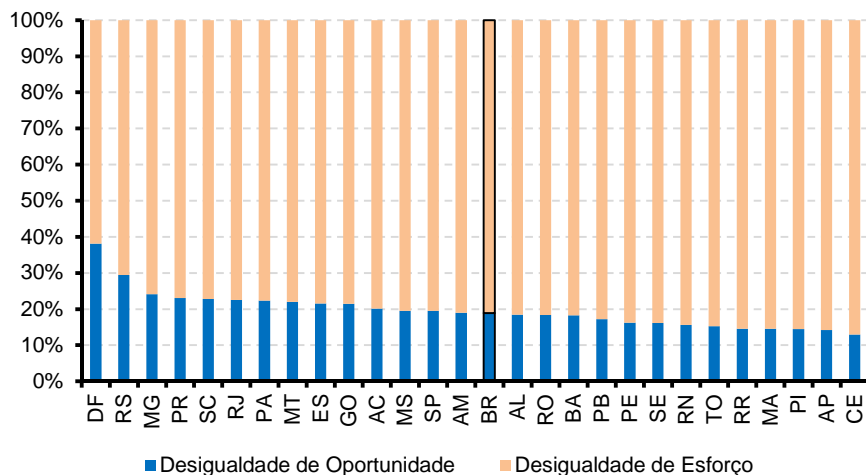


FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).



Gráfico 7

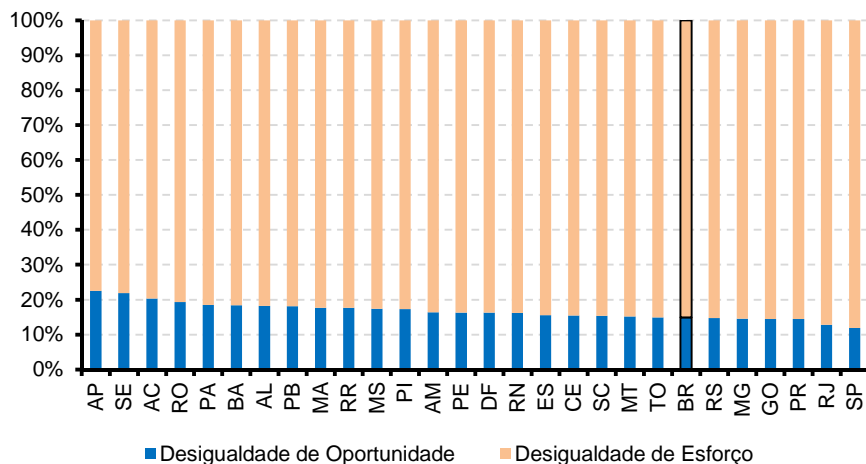
## Decomposição do índice não paramétrico de desigualdade da prova de Língua Portuguesa — 2005



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

Gráfico 8

## Decomposição do índice não paramétrico de desigualdade da Prova de Língua Portuguesa — 2011



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

A proporção da desigualdade injusta variou entre 8% e 30% no caso paramétrico; 10% e 41% no caso não paramétrico. Aqueles em que o “esforço” assume maior percentual na desigualdade total de educação apresentaram maiores taxas de pobreza e piores condições sociais. Tais situações podem agravar a situação do estudante e criar um ambiente menos propício ao desenvolvimento pleno de suas habilidades. Esses mesmo estados, de forma geral, apresentam baixo escore médio nas provas padronizadas de avaliação e uma menor heterogeneidade quanto à dispersão de conhecimentos médios. Esses fatores parecem se combinar e criar uma “armadilha de desigualdade” impedindo, assim, a mobilidade ao longo dos anos do índice de desigualdade de oportunidade.

A diferença encontrada nos resultados pode depender da própria natureza do conhecimento e das habilidades necessárias em cada disciplina. Gamboa e Waltenberg (2012) argumentaram que a disponibilidade de mais recursos em casa, tais como computador, internet, algum *software* de aprendizagem poderia ajudar os adolescentes a melhorarem o seu desempenho mais em matemática do que em leitura. No caso de leitura, possivelmente, a ausência de aos recursos físicos não é tão importante como a ausência de livros em casa ou acesso a bibliotecas públicas, ou de ter a oportunidade de discutir e compartilhar ideias com outras pessoas. Na Tabela 5 do **Anexo**, verificamos que o acesso a livros e a presença de computador em casa (sem e com acesso a rede de internet) é um forte condicionante da proficiência do aluno.

Assim, a tendência que parece estar presente nos dados aponta para um ligeiro declínio ao longo do tempo na parte da desigualdade atribuível às circunstâncias. Esta tendência vai na mesma linha de muitas políticas que têm sido orientada para reduzir as barreiras no acesso à educação.

## 5 Considerações finais

Neste estudo, procurou-se mensurar a desigualdade de oportunidade na educação fundamental brasileira a partir dos microdados do SAEB 2005 e 2011 para os estados brasileiros. Como não há um consenso geral na literatura sobre quais são as principais circunstâncias que caracterizam o conhecimento dos alunos optou-se por utilizar as mais importantes para esta literatura. A partir das mesmas construíram-se índices de desigualdade de oportunidade por meio de regressões paramétricas e não paramétricas.

De acordo com o ano e o estado a desigualdade de oportunidade pode explicar entre 8% e 41% da desigualdade total verificada na educação dos alunos da 4ª série do ensino fundamental. Muito dos estados que apresentaram uma maior importância relativa do fator “circunstância” apresentaram

maiores índices de desigualdade de importância. Aqueles em que o “esforço” assume um papel considerável na explicação da desigualdade total de educação apresentaram maiores taxas de pobreza e piores condições sociais. Tais situações podem agravar a situação do estudante e criar um ambiente menos propício ao desenvolvimento pleno de suas habilidades. Esses mesmo estados, de forma geral, apresentam baixo escore médio nas provas padronizadas de avaliação e uma menor heterogeneidade quanto à dispersão de conhecimentos médios. Esses fatores parecem se combinar e criar uma “armadilha de desigualdade” impedindo, assim, a mobilidade ao longo dos anos do índice de desigualdade de oportunidade.

Desse modo, há espaço para que as estratégias possam incluir ou nivelar o campo de jogo, ou seja, a tentativa de melhorar as condições de aprendizagem iniciais daquelas crianças pertencentes aos estados de pior situação, ou compensar, tanto quanto possível as diferenças injustas em termos de realização, ou uma combinação de ambos os tipos.

## Anexo

Tabela 1

### Características dos estados

UF	GE(1) - Paramétrico		GE(2) - Paramétrico		UF	GE(1) - Não paramétrico		GE(2) - Não paramétrico	
	2005	2011	2005	2011		2005	2011	2005	2011
DF	0,3024	0,1690	0,3050	0,1679	DF	0,3887	0,1643	0,3913	0,1637
RS	0,2473	0,1523	0,2500	0,1512	RS	0,3032	0,1490	0,3066	0,1479
PR	0,1985	0,1476	0,2026	0,1488	MG	0,2518	0,1484	0,2572	0,1492
MG	0,1981	0,1480	0,2020	0,1462	PR	0,2394	0,1448	0,2440	0,1434
RJ	0,1924	0,1322	0,1927	0,1297	SC	0,2364	0,1569	0,2409	0,1555
SC	0,1854	0,1594	0,1883	0,1584	RJ	0,2305	0,1292	0,2304	0,1263
PA	0,1755	0,1843	0,1769	0,1509	PA	0,2276	0,1827	0,2302	0,1502
MT	0,1749	0,1537	0,1747	0,1796	MT	0,2273	0,1533	0,2265	0,1776
ES	0,1720	0,1550	0,1738	0,1533	GO	0,2215	0,1462	0,2238	0,1555
GO	0,1713	0,1466	0,1735	0,1454	ES	0,2212	0,1572	0,2235	0,1450
SP	0,1558	0,1163	0,1592	0,1978	AC	0,2106	0,2045	0,2159	0,2015
MS	0,1555	0,1778	0,1591	0,1157	SP	0,2049	0,1207	0,2096	0,1201
AC	0,1555	0,2004	0,1583	0,1765	MS	0,2037	0,1750	0,2068	0,1733
AM	0,1502	0,1670	0,1505	0,1623	AM	0,1945	0,1631	0,1945	0,1581
BA	0,1404	0,1783	0,1411	0,1745	AL	0,1897	0,1800	0,1908	0,1920
RO	0,1369	0,1969	0,1384	0,1947	RO	0,1894	0,1946	0,1906	0,1728
AL	0,1348	0,1669	0,1358	0,1606	BA	0,1859	0,1818	0,1859	0,1772
RR	0,1278	0,1851	0,1280	0,1803	PB	0,1773	0,1815	0,1788	0,1771
AP	0,1219	0,2306	0,1233	0,2160	PE	0,1675	0,1619	0,1690	0,1538
RN	0,1214	0,1543	0,1228	0,1639	SE	0,1647	0,2177	0,1643	0,2129
PB	0,1211	0,1677	0,1220	0,1476	RN	0,1608	0,1610	0,1614	0,1552
PE	0,1208	0,1549	0,1214	0,1490	TO	0,1560	0,1500	0,1558	0,1469
TO	0,1173	0,1545	0,1174	0,1517	RR	0,1498	0,1759	0,1505	0,1681
SE	0,1167	0,2012	0,1169	0,1972	MA	0,1497	0,1739	0,1500	0,1712
MA	0,1068	0,1696	0,1075	0,1649	PI	0,1493	0,1722	0,1500	0,1686
PI	0,0971	0,1626	0,0982	0,1596	AP	0,1477	0,2208	0,1492	0,2067
CE	0,0911	0,1474	0,0922	0,1454	CE	0,1339	0,1564	0,1346	0,1536
BR	0,1486	0,1462	0,1503	0,1439	BR	0,1947	0,1503	0,1968	0,1476

FONTE: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

Tabela 2

Distribuição das proficiências em Matemática, por estado e por ano

UF	2005				2011			
	5th	95th	$\mu$	$\sigma$	5th	95th	$\mu$	$\sigma$
AC	120,80	267,60	184,60 <sup>*</sup>	45,53	142,40	284,60	207,10 <sup>***</sup>	42,88
AM	120,60	250,00	180,00 <sup>***</sup>	38,80	141,70	281,20	205,40 <sup>***</sup>	42,84
AP	118,60	256,60	181,40 <sup>***</sup>	41,60	135,00	283,60	200,10 <sup>***</sup>	45,27
PA	111,70	254,90	180,20 <sup>***</sup>	43,74	129,20	280,20	197,10 <sup>***</sup>	45,53
RO	116,90	263,00	180,60 <sup>***</sup>	43,89	133,30	257,90	188,10 <sup>***</sup>	38,10
RR	111,70	235,50	165,70 <sup>***</sup>	38,45	129,40	255,70	184,70 <sup>***</sup>	37,99
TO	116,50	261,30	181,50 <sup>***</sup>	44,46	141,20	294,50	209,20 <sup>***</sup>	46,99
AL	115,60	265,10	181,70 <sup>***</sup>	46,00	125,20	254,90	181,00 <sup>***</sup>	39,39
BA	115,50	269,10	185,60	47,35	135,90	275,20	195,80 <sup>***</sup>	42,50
CE	111,20	275,20	185,40	48,86	136,70	287,40	203,80 <sup>***</sup>	46,03
MA	111,00	264,20	180,50 <sup>***</sup>	47,84	127,90	265,30	188,80 <sup>***</sup>	42,15
PB	126,80	278,80	191,30 <sup>**</sup>	45,74	132,40	265,60	192,70 <sup>***</sup>	40,40
PE	112,20	280,60	184,40 <sup>*</sup>	51,40	128,30	263,20	188,60 <sup>***</sup>	41,48
PI	116,10	263,00	183,30 <sup>**</sup>	45,88	122,20	254,00	178,80 <sup>***</sup>	40,55
RN	121,50	270,40	188,20	45,58	131,70	256,70	187,70 <sup>***</sup>	38,02
SE	119,40	273,10	189,20	46,48	133,10	261,30	190,50 <sup>***</sup>	39,20
ES	136,30	311,50	224,00 <sup>***</sup>	53,37	155,30	315,30	233,90 <sup>***</sup>	48,08
MG	128,30	282,20	203,70 <sup>***</sup>	47,36	148,10	299,00	218,10 <sup>**</sup>	45,89
RJ	135,20	292,30	208,50 <sup>***</sup>	47,51	149,30	297,40	218,80 <sup>***</sup>	45,05
SP	126,30	291,30	205,30 <sup>***</sup>	50,78	147,10	307,80	224,40 <sup>***</sup>	48,57
PR	137,70	293,50	215,00 <sup>***</sup>	47,58	151,90	309,00	226,30 <sup>***</sup>	47,41
RS	129,30	280,50	201,90 <sup>***</sup>	45,54	155,30	307,80	229,20 <sup>***</sup>	46,12
SC	127,00	275,90	200,60 <sup>***</sup>	45,04	151,10	296,00	219,60 <sup>***</sup>	43,90
DF	132,60	284,70	201,70 <sup>***</sup>	46,38	151,50	300,30	220,80 <sup>***</sup>	45,02
GO	122,20	258,20	184,50 <sup>*</sup>	42,02	138,80	286,00	207,00 <sup>***</sup>	45,39
MS	127,90	270,70	195,20 <sup>***</sup>	44,60	148,80	294,10	216,00 <sup>***</sup>	44,13
MT	141,50	294,50	217,50 <sup>***</sup>	46,33	161,00	299,80	228,00 <sup>***</sup>	42,37
Brasil	117,47	269,26	187,45	48,57	141,66	305,19	217,24	46,58

FONTE: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

NOTA: Diferença entre o desempenho de cada estado e a média nacional: \*\*\*p&lt;0,01; \*\*p&lt;0,5; \*p&lt;0,1.

Tabela 3

## Distribuição das proficiências em Língua Portuguesa por estado e por ano

UF	2005				2011			
	5th	95th	Média	Desvio	5th	95th	Média	Desvio
AC	110,40	247,30	175,50	42,46	122,50	263,80	186,80	42,75
AM	115,80	238,50	176,50	38,15	123,50	268,10	190,00	44,13
AP	108,10	244,80	168,80	40,85	118,70	262,00	182,70	43,42
PA	107,10	253,40	173,20	42,49	114,30	265,10	181,30	45,80
RO	105,50	256,60	175,60	44,70	117,10	245,20	173,40	39,13
RR	99,33	230,40	160,40	39,38	115,00	245,50	171,80	39,32
TO	112,50	258,90	176,00	43,90	122,70	272,60	190,40	46,13
AL	107,10	244,50	173,50	42,15	111,30	241,80	167,20	40,13
BA	104,00	255,70	177,10	46,17	117,70	258,20	178,60	42,81
CE	103,90	255,00	174,80	46,08	119,80	268,30	186,70	45,11
MA	99,96	253,90	169,90	46,24	112,20	251,40	173,00	42,83
PB	111,60	252,00	179,90	44,26	116,60	248,60	175,40	40,37
PE	100,20	256,20	173,20	46,78	112,70	244,30	170,30	40,23
PI	108,50	254,20	174,70	43,53	107,90	236,00	162,50	39,79
RN	108,90	253,50	174,40	44,09	115,60	239,60	169,90	37,90
SE	108,20	260,00	180,00	45,48	115,70	245,70	172,90	39,67
ES	121,70	284,70	203,20	50,15	134,50	290,70	210,70	47,34
MG	121,90	262,40	188,90	43,14	127,50	278,90	197,10	45,96
RJ	122,10	266,90	193,60	44,16	127,40	275,40	196,40	45,11
SP	110,20	269,20	191,30	49,51	127,20	283,30	201,90	47,21
PR	126,70	271,10	199,00	44,67	130,90	279,80	200,80	44,97
RS	117,70	255,20	186,40	42,27	134,90	284,30	207,40	45,08
SC	117,30	265,60	191,40	44,63	130,80	275,60	199,30	43,84
DF	117,40	264,60	189,00	45,95	131,10	278,70	200,30	44,90
GO	106,70	235,50	169,20	39,17	122,50	267,50	189,30	44,02
MS	118,60	261,40	186,10	43,43	129,80	276,00	197,80	44,17
MT	131,60	271,40	203,30	44,80	139,50	281,90	207,50	42,67

FONTE: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

Tabela 4

Resultados das regressões — variável dependente: proficiência em Matemática e em Língua Portuguesa

	Modelo paramétrico			
	Matemática		Língua Portuguesa	
	2005	2011	2005	2011
Homem	0,854 (1,541)	2,426*** (0,316)	-10,95*** (1,150)	-13,28*** (0,302)
Preto/pardo	-5,012*** (0,633)	-3,471*** (0,112)	-4,643*** (0,473)	-3,154*** (0,0977)
Educação da mãe	4,331*** (0,322)	4,104*** (0,109)	-0,701** (0,337)	3,929*** (0,112)
Educação do pai	0,317 (0,245)	2,015*** (0,104)	0,155 (0,401)	2,279*** (0,100)
Livros	2,536 (2,100)	10,72*** (0,384)	8,109*** (1,737)	10,98*** (0,362)
Computador	6,789** (3,010)	15,25*** (0,409)	13,97*** (2,921)	13,10*** (0,438)
Computador com internet	3,496** (1,604)	17,02*** (0,286)	22,52*** (1,841)	14,60*** (0,293)
Pública	4,073*** (0,584)	8,079*** (0,334)	3,550*** (0,477)	8,034*** (0,321)
Urbana	18,04*** (2,413)	-13,51*** (0,641)	21,72*** (1,739)	-12,32*** (0,585)
Região Metropolitana	3,740*** (1,366)	2,243*** (0,415)	3,372*** (1,100)	-0,122 (0,399)
<i>Dummies</i> estaduais	Sim	Sim	Sim	Sim
Total de alunos	27.170	834.078	27.170	834.078

	Modelo não paramétrico			
	Matemática		Língua Portuguesa	
	2005	2011	2005	2011
Homem	0,738 (1,521)	2,797*** (0,315)	-10,78*** (1,121)	-12,91*** (0,301)
Preto/pardo	-20,31*** (2,251)	-49,73*** (2,449)	-23,36*** (2,457)	-17,25*** (0,564)
Educação da mãe	12,69*** (1,902)	0,834*** (0,0307)	7,134*** (2,493)	0,816*** (0,0309)
Educação do pai	0,237*** (0,0599)	-0,0278*** (0,00325)	0,123** (0,0489)	0,408*** (0,0169)
Livros	3,134 (2,047)	10,46*** (0,381)	8,463*** (1,673)	10,74*** (0,360)
Computador	5,300* (2,945)	13,98*** (0,410)	11,05*** (2,636)	11,98*** (0,437)
Computador com internet	-3,423** (1,578)	15,61*** (0,279)	16,29*** (1,876)	13,30*** (0,290)
Pública	0,372*** (0,0285)	0,408*** (0,0138)	0,342*** (0,0240)	0,403*** (0,0135)
Urbana	16,44*** (2,385)	-12,80*** (0,637)	19,83*** (1,721)	-11,57*** (0,580)
Região Metropolitana	3,410** (1,347)	2,355*** (0,408)	2,828*** (1,057)	0,128 (0,393)
<i>Dummies</i> estaduais	Sim	Sim	Sim	Sim
Total de alunos	27.170	834.078	27.170	834.078

FONTE: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

NOTA: Estimativas corrigidas pelo peso amostral disponível junto aos microdados.

Tabela 5

Distribuição das desigualdades de circunstâncias em Matemática, por estado e por ano

UF	GE(1) - Paramétrico		GE(2) - Paramétrico	
	2005	2011	2005	2011
DF	0,30130	0,16127	0,30265	0,15896
RS	0,21220	0,14179	0,21270	0,14100
MG	0,19170	0,13442	0,19225	0,13555
PA	0,18824	0,17600	0,18305	0,17171
MT	0,17558	0,13475	0,17441	0,14158
RJ	0,17529	0,12559	0,17336	0,13167
SC	0,17520	0,14216	0,17297	0,12311
AC	0,17456	0,19116	0,17198	0,18848
PR	0,16320	0,12715	0,16449	0,12591
AM	0,15992	0,13960	0,15747	0,13158
GO	0,15862	0,13317	0,15513	0,13516
AP	0,15632	0,22764	0,15341	0,16346
MS	0,15417	0,16490	0,15093	0,21232
PB	0,14468	0,14930	0,14249	0,14397
AL	0,14419	0,14899	0,14196	0,14636
SE	0,13875	0,18614	0,13898	0,12773
ES	0,13860	0,14525	0,13889	0,10085
SP	0,13806	0,10127	0,13618	0,18439
RO	0,13779	0,18779	0,13555	0,16792
BA	0,13725	0,17115	0,13487	0,18645
PI	0,12229	0,14541	0,12123	0,14195
RR	0,11973	0,17273	0,11905	0,16854
TO	0,11661	0,13414	0,11367	0,13214
RN	0,11527	0,14274	0,11311	0,13815
MA	0,11333	0,15304	0,11063	0,14852
PE	0,10765	0,13810	0,10464	0,13182
CE	0,10203	0,12390	0,10115	0,12235
Brasil	0,14084	0,12941	0,13926	0,14434

UF	GE(1) – Não paramétrico		GE(2) – Não paramétrico	
	2005	2011	2005	2011
DF	0,42424	0,15491	0,42699	0,15318
RS	0,26220	0,13582	0,26389	0,13450
MG	0,25744	0,17500	0,25599	0,13555
PA	0,25329	0,13442	0,25153	0,16976
MT	0,23640	0,19907	0,23405	0,19585
RJ	0,22278	0,12180	0,22159	0,16058
SC	0,22235	0,16250	0,22085	0,11981
AC	0,21008	0,13390	0,20939	0,12136
PR	0,20766	0,13221	0,20927	0,13042
AM	0,20709	0,13627	0,20787	0,13564
GO	0,20640	0,12262	0,20728	0,13062
AP	0,20496	0,16930	0,20035	0,16545
MS	0,20428	0,13680	0,19962	0,13203
PB	0,19903	0,16721	0,19681	0,16109
AL	0,19597	0,17692	0,19346	0,10470
SE	0,19097	0,10508	0,18922	0,20569
ES	0,18971	0,13412	0,18852	0,14661
SP	0,18754	0,20644	0,18818	0,13203
RO	0,18640	0,14796	0,18430	0,20390
BA	0,18142	0,15939	0,17908	0,15466
PI	0,17759	0,18357	0,17533	0,18178
RR	0,16052	0,15353	0,15755	0,14819
TO	0,15525	0,13133	0,15267	0,12897
RN	0,15462	0,14848	0,15103	0,14132
MA	0,15143	0,16087	0,14875	0,15570
PE	0,14928	0,13665	0,14784	0,13412
CE	0,14082	0,16439	0,14116	0,16030
Brasil	0,19540	0,22060	0,19336	0,17264

FONTE: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).



Tabela 6

Distribuição das desigualdades de circunstâncias em Língua Portuguesa, por estado e por ano

UF	GE(1) Paramétrico		GE(2) Paramétrico		UF	GE(1) Não paramétrico		GE(2) Não paramétrico	
	2005	2011	2005	2011		2005	2011	2005	2011
DF	0,3024	0,1690	0,3050	0,1679	DF	0,3887	0,1643	0,3913	0,1637
RS	0,2473	0,1523	0,2500	0,1512	RS	0,3032	0,1490	0,3066	0,1479
PR	0,1985	0,1476	0,2026	0,1488	MG	0,2518	0,1484	0,2572	0,1492
MG	0,1981	0,1480	0,2020	0,1462	PR	0,2394	0,1448	0,2440	0,1434
RJ	0,1924	0,1322	0,1927	0,1297	SC	0,2364	0,1569	0,2409	0,1555
SC	0,1854	0,1594	0,1883	0,1584	RJ	0,2305	0,1292	0,2304	0,1263
PA	0,1755	0,1843	0,1769	0,1509	PA	0,2276	0,1827	0,2302	0,1502
MT	0,1749	0,1537	0,1747	0,1796	MT	0,2273	0,1533	0,2265	0,1776
ES	0,1720	0,1550	0,1738	0,1533	GO	0,2215	0,1462	0,2238	0,1555
GO	0,1713	0,1466	0,1735	0,1454	ES	0,2212	0,1572	0,2235	0,1450
SP	0,1558	0,1163	0,1592	0,1978	AC	0,2106	0,2045	0,2159	0,2015
MS	0,1555	0,1778	0,1591	0,1157	SP	0,2049	0,1207	0,2096	0,1201
AC	0,1555	0,2004	0,1583	0,1765	MS	0,2037	0,1750	0,2068	0,1733
AM	0,1502	0,1670	0,1505	0,1623	AM	0,1945	0,1631	0,1945	0,1581
BA	0,1404	0,1783	0,1411	0,1745	AL	0,1897	0,1800	0,1908	0,1920
RO	0,1369	0,1969	0,1384	0,1947	RO	0,1894	0,1946	0,1906	0,1728
AL	0,1348	0,1669	0,1358	0,1606	BA	0,1859	0,1818	0,1859	0,1772
RR	0,1278	0,1851	0,1280	0,1803	PB	0,1773	0,1815	0,1788	0,1771
AP	0,1219	0,2306	0,1233	0,2160	PE	0,1675	0,1619	0,1690	0,1538
RN	0,1214	0,1543	0,1228	0,1639	SE	0,1647	0,2177	0,1643	0,2129
PB	0,1211	0,1677	0,1220	0,1476	RN	0,1608	0,1610	0,1614	0,1552
PE	0,1208	0,1549	0,1214	0,1490	TO	0,1560	0,1500	0,1558	0,1469
TO	0,1173	0,1545	0,1174	0,1517	RR	0,1498	0,1759	0,1505	0,1681
SE	0,1167	0,2012	0,1169	0,1972	MA	0,1497	0,1739	0,1500	0,1712
MA	0,1068	0,1696	0,1075	0,1649	PI	0,1493	0,1722	0,1500	0,1686
PI	0,0971	0,1626	0,0982	0,1596	AP	0,1477	0,2208	0,1492	0,2067
CE	0,0911	0,1474	0,0922	0,1454	CE	0,1339	0,1564	0,1346	0,1536
BR	0,1486	0,1462	0,1503	0,1439	BR	0,1947	0,1503	0,1968	0,1476

FONTE: Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2011).

## Referências

ABDULLAH, A.; DOUCOULIAG, H.; MANNING, E. Does education reduce income inequality? A meta-regression analysis. **Journal of Economic Surveys**, Clevedon, v. 29, n. 2, p. 301-316, 2015.

BARROS, R. P. *et al.* **Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2010. (Texto para Discussão, n. 1460).

BARROS, R. P. *et al.* **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, DC: Palgrave Macmillan; World Bank, 2009.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F.; MENÉNDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of Income and Wealth**, New Haven, v. 53, n. 4, p. 585-618, 2007.

CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. **Journal of Economic Inequality**, [S.l.], v. 8, n. 4, p. 429-450, 2010.

CHECCHI, D.; PERAGINE, V. **Regional disparities and inequality of opportunity**: the case of Italy. Bonn: Institute for the Study of Labor, 2005. (IZA Discussion Papers, n. 1874).

DILL, H. C.; GONÇALVES, F. Igualdade de oportunidades entre os estados brasileiros: uma análise microeconômica a partir dos dados da PNAD 2009. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 23, n. 2, p. 307-328, 2013.

FERREIRA, F. H. G.; GIGNOUX, J. The measurement of inequality of opportunity: theory and an application to Latin America. **Review of Income and Wealth**, New Haven, v. 57, n. 4, p. 622-657, 2011.

FIGUEIREDO, E. A note on the measurement of unfair inequality in Brazil. **Economics Bulletin**, [S.l.], v. 31, n. 4, p. 2944-2951, 2011.

FLEURBAEY, M. **Fairness, responsibility, and welfare**. Oxford: Oxford University Press, 2008.

GAMBOA, L. F.; WALTEMBERG, F. D. Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: evidence from PISA 2006-2009. **Economics of Education Review**, Cambridge, MA, v. 31, n. 5, p. 694-708, 2012.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Sistema de Avaliação da Educação Básica**: SAEB. Brasília, DF, 2011.

LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. Equality of opportunity and luck: definitions and testable conditions, with an application to income in France. **Journal of Public Economics**, Amsterdam, v. 93, n. 11-12, p. 1189-1207, 2009.

LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: are western societies all alike? **The Review of Income and the Wealth**, New Haven, v. 54, n. 4, p. 513-546, 2008.

MEIER, G. Frontiers of development economics: the futures in perspective. In: ADELMAN, I. **Fallacies in development theory and their implication for policy**. London: Oxford University Press, 2001. p. 13-50.

PERAGINE, V.; SERLENGA, L. Higher education and equality of opportunity in Italy. In: BISHOP, J.; ZHENG, B. (Ed.). **Inequality and Opportunity: papers from the Second ECINEQ Society Meeting**. [S.l.]: Emerald, 2008. (Research in Economic Inequality, v. 16). p. 67-97.

ROEMER, J. E. **Equality of Opportunity**. New York: Harvard University Press, 1998.

SALEHI-ISFAHANI, D.; HASSINE, N. B.; ASSAAD, R. Equality of opportunity in educational achievement in the Middle East and North Africa. **The Journal of Economic Inequality**, [S.l.], v. 12, n. 4, p. 489-515, 2014.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.

VEGA, J. R. M. *et al.* **Do our children have a chance?** The 2010 Human Opportunity Report for Latin America and the Caribbean. Washington, DC: World Bank, 2010.

